

INTEGRASI PASAR DAN PEMBENTUKAN HARGA CABAI MERAH DI INDONESIA

Market Integration and Price Formation of Chili in Indonesia

Reni Kustiari^{1*}, Wahyuning K. Sejati¹, Riva Yulmahera²

¹Pusat Sosial Ekonomi dan Kebijakan Pertanian

Jln. Tentara Pelajar No.3B, Bogor 16111, Jawa Barat, Indonesia

²Dinas Pertanian, Hortikultura dan Peternakan Kabupaten Agam

Jl. Sudirman, Padang Baru Lubuk Basung, Agam 26452, Sumatera Barat, Indonesia

*Korespondensi penulis. E-mail: kustiari@reni@yahoo.com

Diterima: 20 Agustus 2018

Direvisi: 30 Agustus 2018

Disetujui terbit: 30 Oktober 2018

ABSTRACT

Red chili is considered as one of the strategic commodities in Indonesia primary due to its high price volatility and often causes high inflation. This paper is intended to discuss market integration, determine the reference market and price formation of red chili by using monthly price data for the period of January 2011–May 2017. Red Chili market integration was analyzed by Johansen's cointegration approach utilizing the Vector Error Correction Model (VECM). Results show that there are long run integration between prices at farmer, wholesaler, and consumer levels. The vertical integration is, however, not strong. The producer and wholesale prices affect consumer prices, there is a one-way causal relationship. Petroleum price is the largest contributor to chilli price formation at consumer level. Spatially, Medan is the reference market for the price of chili in Indonesia. Therefore, efforts must be made to ensure sufficient red chili supplies for markets in Medan areas so that the price of red chili does not fluctuate significantly.

Keywords: *Capsicum annum L., causality, integration, variance decomposition, VECM*

ABSTRAK

Cabai merah dipandang sebagai salah satu komoditas strategis di Indonesia, terutama karena harganya sangat fluktuatif sehingga sering menyebabkan inflasi tinggi. Makalah ini bertujuan untuk membahas integrasi pasar, menentukan pasar acuan, dan pembentukan harga cabai merah dengan menggunakan data harga bulanan periode Januari 2011–Mei 2017. Integrasi pasar cabai merah dianalisis dengan pendekatan kointegrasi Johansen menggunakan *Vector Error Correction Model* (VECM). Penelitian menunjukkan adanya keterkaitan jangka panjang antara harga di tingkat petani, grosir, dan konsumen. Namun, derajat integrasi pasar secara vertikal tidak cukup kuat. Harga produsen dan harga grosir memengaruhi harga konsumen, ada hubungan kausal satu arah. Harga BBM berpengaruh terbesar terhadap pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen. Secara spasial, Medan adalah pasar acuan (*price leader*) untuk harga cabai di Indonesia. Oleh karena itu, harus diupayakan agar pasokan cabai merah ke pasar-pasar di Medan selalu tercukupi agar harga cabai merah tidak berfluktuasi secara signifikan.

Kata kunci: *Capsicum annum L., dekomposisi keragaman, integrasi, kausalitas, VECM*

PENDAHULUAN

Harga komoditas pertanian, terutama komoditas hortikultura, selalu berfluktuasi dan cenderung meningkat. Hal ini mengakibatkan terjadinya volatilitas harga pangan dan inflasi. Fluktuasi harga komoditas pertanian disebabkan, antara lain, oleh bencana alam, produksi musiman, fasilitas penyimpanan yang tidak memadai, dan respons petani yang tidak tepat terhadap sinyal harga (Adebusuyi 2004; Udoh dan Sunday 2007). Harga yang menguntungkan memacu produksi yang lebih banyak. Namun, mayoritas petani memiliki keterbatasan modal untuk merespons perubahan harga (Okoh and Egbon 2005).

Pemasaran komoditas pertanian yang efisien akan menguntungkan produsen dan konsumen karena surplus produksi di satu tempat dapat disalurkan ke tempat lain yang mengalami defisit dengan biaya tata niaga yang layak (Adenegan 2012). Efisiensi pasar adalah kondisi ekuilibrium di mana semua peluang yang menguntungkan dapat dimanfaatkan oleh masing-masing pelaku pemasaran sesuai dengan biaya yang dikeluarkan. Apabila perbedaan harga antar-pasar lebih kecil dari biaya transfer maka dapat dikatakan pasar berjalan secara efisien. Namun, jika perbedaan harga antarpasar lebih besar daripada biaya transfer maka dapat disimpulkan bahwa pasar berjalan tidak efisien (Negassa et al. 2003).

Integrasi pasar spasial mengacu pada pergerakan harga di pasar yang terpisah secara spasial atau sejauh mana guncangan permintaan dan penawaran yang muncul di satu pasar ditransmisikan ke pasar lain di lokasi yang berbeda secara geografis. Menurut Barrett dan Li (2002), integrasi pasar didefinisikan sebagai kemampuan menjual produk antara pasar di mana permintaan, penawaran, dan biaya transaksi di pasar yang berbeda menentukan harga dan arus perdagangan secara bersamaan dan transmisi guncangan harga dari satu pasar ke pasar yang lainnya. Oleh karena itu, transmisi harga dan integrasi pasar dapat menunjukkan performa pemasaran yang terjadi.

Integrasi pasar spasial memiliki relevansi dengan sektor pertanian karena komoditas pertanian sering kali kamba (*bulky*), mudah rusak, dan produksi terkonsentrasi di satu lokasi, sementara konsumsi terkonsentrasi di tempat lain yang sering kali mengakibatkan biaya transportasi yang mahal (Sexton et al. 1991). Selain itu, berfungsinya pasar dan saluran pemasaran sangat penting untuk mengetahui dampak dari berbagai kebijakan ekonomi, seperti kebijakan makroekonomi dan perdagangan. Pasar yang tersegmentasi secara spasial mengisolasi pelaku pasar dan membatasi transmisi insentif harga.

Studi Goletti et al. (1995) menunjukkan bahwa integrasi pasar ditentukan oleh perilaku pedagang dan kondisi pasar, infrastruktur pemasaran yang terkait dengan fasilitas transportasi, komunikasi, dan tempat penyimpanan yang menyebabkan margin pemasaran yang tinggi. Kebijakan pemerintah juga dapat memengaruhi pasar melalui kebijakan stabilisasi harga, pembatasan perdagangan, dan peraturan yang terkait dengan transportasi. Rapsomanikis et al. (2004) menyatakan perilaku oligopoli dan kolusi antar-pedagang menjadi penentu terjadinya integrasi pasar. Pedagang dapat mempertahankan perbedaan harga antarpasar di tingkat yang lebih tinggi dari biaya transfer.

Cabai merah merupakan salah satu komoditas sayuran yang sangat penting bagi masyarakat Indonesia. Berdasarkan hasil perhitungan dari data Susenas 2014, rata-rata konsumsi cabai merah (dikonversi ke cabai merah segar) sekitar 1,58 kg/kapita/tahun. Angka partisipasi konsumsi cabai merah pada 2011 sekitar 65,3% (Soedjana 2013). Berdasarkan hasil olahan data Susenas 2014, angka elastisitas harga cabai merah sekitar -0,82 (inelastis), ini berarti bahwa cabai merah merupakan komoditas yang tidak dengan mudah dapat digantikan atau dikenal dengan barang pokok, permintaan cabai merah tidak terlalu dipengaruhi oleh perubahan harga.

Sayuran, termasuk cabai merah, sangat mudah rusak karena mengandung air. Harga cabai merah sering kali tinggi karena tingginya biaya produksi dan biaya transaksi pemasaran dari petani yang berskala kecil dan tersebar. Harga cabai pada umumnya rendah selama periode panen utama dan meningkat secara dramatis pada periode sebelum panen berikutnya. Di daerah produsen utama, cabai merah memiliki musim panen kecil dan besar di mana harga rendah selama musim panen raya, ketika petani umumnya menjual hasilnya segera setelah panen, biasanya antara bulan April sampai Juni, sedangkan musim panen kecil terjadi pada bulan September sampai November, karena itu harga cabai merah cenderung fluktuatif menurut musim. Salah satu cara untuk mengurangi fluktuasi harga adalah memasarkan produk dari daerah yang mengalami surplus (daerah produsen) ke daerah defisit (konsumen).

Sentra produksi cabai merah Indonesia masih terkonsentrasi di Jawa dan Sumatera, sedangkan konsumen cabai merah tersebar di seluruh wilayah Indonesia. Oleh karena itu, distribusi cabai merah ke sentra konsumsi akan berpengaruh pada harga di tingkat konsumen. Penelitian ini mengevaluasi integrasi spasial antara daerah sentra produsen dan sentra konsumen. Selain itu, tulisan ini juga menganalisis integrasi vertikal, yaitu integrasi pasar bagian hilir (produsen) ke pasar bagian hulu (konsumen). Analisis integrasi pasar dapat juga dilakukan untuk mengidentifikasi kegiatan perdagangan antarpasar dengan memanfaatkan pergerakan harga (Okoh dan Egbon 2005).

METODE PENELITIAN

Kerangka Pemikiran

Permasalahan dalam pemasaran hasil pertanian antara lain adalah lemahnya infrastruktur, kurang memadainya informasi pasar, relatif kecilnya skala pasar hasil pertanian, kurangnya pengetahuan petani tentang *grading* dan *handling*, serta tingginya biaya transaksi. Biaya transaksi yang tinggi dihadapi oleh petani di negara berkembang terutama disebabkan oleh tingginya biaya transportasi sebagai akibat dari jauhnya jarak dari sentra produksi ke sentra konsumsi, kondisi jalan yang buruk, dan pembayaran pelayanan jasa kepada pedagang perantara (Makhura dan Mokoena 2003).

Konsep efisiensi pemasaran sangat terkait dengan konsep integrasi pasar (Sharp dan Uebele 2013). Definisi operasional integrasi pasar dikenal dengan *the Law of One Price* (LOP) (Edi et al. 2014; Zunaedah et al. 2015;

Gluschenko 2018). LOP menyatakan bahwa produk yang sama dijual dengan harga yang relatif sama di berbagai pasar, hanya dibedakan oleh biaya transportasi (Monke dan Petzel 1984; Crucini et al. 2010). Integrasi pasar mengacu pada hubungan jangka panjang antarharga (Ghafoor et al. 2012). Integrasi pasar juga merupakan sinyal dari transmisi harga dan informasi tentang keterkaitan antarpasar yang terpisah (Golleti et al. 1995). Analisis harga pasar meningkatkan pemahaman terkait dengan sinyal harga, arah perubahan, dan transmisi harga dari pusat produksi ke wilayah konsumsi.

Pengumpulan Data

Data yang digunakan dalam tulisan ini adalah data runtut waktu (*time series*) harga produsen, harga grosir, dan harga konsumen bulanan dari Januari 2011–Mei 2017 yang dipublikasi oleh Direktorat Jenderal Hortikultura, Kementerian Pertanian.

Analisis Data

Data *time series* pada umumnya bersifat tidak stasioner (Pavel dan Barry 2005). Data *time series* dikatakan stasioner jika nilai rata-rata dan variasinya konstan sepanjang waktu (Vasciaveo et al. 2013). Data yang tidak stasioner akan menghasilkan persamaan regresi yang *spurious* atau semu (*spurious regression*), sehingga estimasi parameter yang dihasilkan tidak stabil (Granger dan Newbold 1974). Pendekatan yang dilakukan untuk mengatasi persamaan regresi yang *spurious* adalah dengan melakukan diferensiasi terhadap *series* data yang digunakan, sehingga diperoleh variabel yang stasioner dengan derajat $I(n)$.

Integrasi pasar dan transmisi harga merupakan indikator untuk mengukur kinerja pasar. Integrasi pasar spasial mengukur sejauh mana pasar di lokasi yang jauh secara geografis (seperti antarwilayah) memiliki harga jangka panjang yang sama dan hanya dibedakan oleh biaya transportasi/distribusi dan margin pemasaran (Ardeni 1989).

Analisis integrasi pasar dilakukan melalui tiga tahapan analisis, yaitu (1) uji akar unit, (2) uji kointegrasi/keterpaduan, dan (3) uji kausalitas. Uji akar unit untuk mengetahui stasionaritas data *time series* yang digunakan dalam model dan untuk mengetahui ordo stasionaritas data *time series* tersebut. Uji kointegrasi/keterpaduan dilakukan untuk mengidentifikasi keterkaitan dan hubungan jangka pendek dan jangka panjang dari data *time series*. Pendeteksian keberadaan kointegrasi dapat dilakukan dengan model Ravallion (1986), Engle dan Granger (1987), atau

Johansen (1988). Uji kausalitas dilakukan untuk melihat hubungan timbal balik atau hubungan sebab akibat antara dua variabel harga (Katrakilidis 2008).

Uji Stasioneritas/Uji Akar Unit

Terdapat beberapa uji stasioneritas yang dapat digunakan, antara lain, *Augmented Dickey-Fuller* (1979), *Phillips-Perron* (1988) dan *Kwaitkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (1992). Tulisan ini akan melakukan uji stasioneritas variabel-variabel yang digunakan dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) karena uji ADF membatasi adanya akar yang eksplosif (Balcombe dan Fraser 2013). Formulasi uji akar unit *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_2 \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

Hipotesis nol adalah data deret waktu y terintegrasi pada derajat satu dapat diuji berdasarkan nilai statistik-t dari koefisien dugaan a_1 . Jika hipotesis ditolak, yaitu jika statistik-t dugaan koefisien a_1 lebih besar dari nilai kritis statistik uji ADF, berarti hipotesis nol ditolak dan hipotesis yang menyatakan bahwa data deret waktu y bersifat stasioner dapat diterima.

Uji Kointegrasi

Pada tulisan ini uji kointegrasi dilakukan dengan model Johansen berdasarkan estimasi *maximum likelihood* yang lebih baik dibandingkan dengan model *Engle-Granger* dan *Ravallion* (Enders 2004). Uji kointegrasi Johansen dapat menunjukkan jumlah vektor kointegrasi. Jika variabel-variabel terkointegrasi maka dapat menerapkan *vector autoregressive* (VAR) standar yang hasilnya akan identik dengan OLS, setelah memastikan variabel-variabel tersebut stasioner pada derajat (ordo) yang sama. Jika pengujian membuktikan terdapat vektor kointegrasi, maka dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel dalam persamaan mempunyai hubungan jangka panjang dan dapat menerapkan *error correction model* (ECM) untuk persamaan tunggal dan *vector error correction model* (VECM) untuk sistem persamaan. Pada tulisan ini akan digunakan pengujian dengan memfokuskan pada mekanisme koreksi kesalahan dalam bentuk VECM untuk menguji dinamika jangka pendek atau kecepatan penyesuaian ke keseimbangan jangka panjang. Persamaan yang digunakan adalah:

$$\Delta P_t = A + \sum_{i=1}^k \Pi_i \Delta P_{t-i} + \delta DRM_t + \varphi DPN_t + \theta DKP_t + E_t \dots\dots\dots (2)$$

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = P_t, \quad \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} = A, \quad \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} & \Pi_{13} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} & \Pi_{23} \\ \Pi_{31} & \Pi_{32} & \Pi_{33} \end{bmatrix} = \Pi_t, \\ \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} = P_{t-1}, \quad \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix} = E_t$$

di mana:

X = harga produsen (Rp/kg)
 Y = harga grosir (Rp/kg)
 Z = harga konsumen (Rp/kg)
 DRM = peubah *dummy* hari besar
 DPN = peubah *dummy* panen
 DKP = peubah *dummy* kebijakan pemerintah
 D = $\Sigma \Pi_i - 1$ merupakan perkalian antara vektor kointegrasi tunggal $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$ dan parameter kecepatan penyesuaian $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$
 E_t = komponen galat

Uji Kausalitas

Hubungan timbal balik harga antarpasar dilakukan dengan pendekatan *Granger causality*. Model persamaan yang digunakan untuk uji kausalitas Granger dapat ditulis sebagai berikut:

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^m \alpha_{1j} \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_{1j} \Delta Z_{t-j} + \epsilon_{1t} \dots \dots \dots (3)$$

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{2j} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} \Delta Z_{t-j} + \epsilon_{2t} \dots \dots \dots (4)$$

$$\Delta Z_t = \sum_{j=1}^m \alpha_{3j} \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{3j} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_{3j} \Delta Z_{t-j} + \epsilon_{3t} \dots \dots \dots (5)$$

Analisis Variance Decompositions

Analisis *variance decompositions* (dekomposisi varian) dilakukan untuk melihat dinamika jangka pendek pasar cabai merah dan menunjukkan proporsi pergerakan harga di pasar tertentu yang disebabkan oleh guncangan harga di pasar terkait dan yang disebabkan oleh guncangan harga di pasar lainnya. Dengan kata lain, dekomposisi varian digunakan untuk memprediksi kontribusi keragaman setiap harga karena adanya perubahan harga di pasar tertentu, sehingga dapat diidentifikasi pasar dominan/acuan dalam pembentukan harga di pasar lainnya. Analisis dekomposisi varian menggunakan sistem *Vector Auto Regressive* (VAR) yang dapat ditulis sebagai berikut (Rapsomanikis et al. 2004):

$$y_t = Bx_t + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

di mana y_t = vektor variabel endogen; x_t = vektor variabel eksogen; dan ϵ_t = vektor kesalahan.

Analisis dekomposisi varian menggambarkan efek dari *shocks* sebesar standar deviasi terhadap residual.

Analisis Pembentukan Harga

Analisis pembentukan harga dapat dilakukan melalui (1) pendekatan permintaan dan penawaran (*supply demand approach*): dari tingkat permintaan dan penawaran yang ada ditentukan harga keseimbangannya (*equilibrium price*) dengan menghitung harga yang mampu dibayar konsumen dan harga yang dapat diterima oleh produsen sehingga akan terbentuk jumlah yang diminta sama dengan jumlah yang ditawarkan; (2) pendekatan biaya (*cost oriented approach*): harga ditentukan dengan cara menghitung biaya yang dikeluarkan produsen ditambah dengan tingkat keuntungan yang diinginkan berdasarkan *markup pricing* dan *break even analysis*; dan (3) pendekatan pasar (*market approach*): merumuskan harga dengan menghitung variabel-variabel yang memengaruhi pasar dan harga, seperti situasi dan kondisi infrastruktur, produksi, stok, dan harga komoditas lainnya (Prastowo et al. 2008).

Tulisan ini akan menggunakan pendekatan pasar. Harga komoditas yang terbentuk pada tingkat konsumen sangat tergantung pada efisiensi dari kegiatan distribusi komoditas terkait, sedangkan efisiensi dari kegiatan distribusi komoditas sangat dipengaruhi oleh panjangnya mata rantai distribusi dan besarnya margin keuntungan pelaku pemasaran di sepanjang rantai distribusi. Semakin pendek mata rantai distribusi dan semakin kecil margin keuntungan, maka kegiatan distribusi tersebut semakin efisien.

Selain itu, efisiensi kegiatan distribusi komoditas juga dipengaruhi oleh kondisi transportasi. Gangguan terhadap sektor transportasi yang berakibat pada meningkatnya biaya dan jangka waktu penyampaian akan berdampak negatif terhadap efisiensi distribusi. Secara sederhana pembentukan harga akan dipengaruhi oleh faktor-faktor yang memengaruhi produksi dan biaya pemasaran sehingga dapat diformulasikan sebagai berikut (Prastowo et al. 2008):

$$P_t = f(P_{t-1}, P_{mt}, P_{st}, Q_t, X_t, D_t, Z_t) \dots \dots \dots (7)$$

di mana: P_t = harga komoditas di pasar tertentu; P_{mt} = harga komoditas di pasar lainnya; P_{st} = harga komoditas substitusi; Q_t = volume produksi; X_t = faktor-faktor dari sisi permintaan; Z_t = faktor-faktor yang memengaruhi distribusi direpresentasikan dengan harga BBM, dan D_t = variabel *dummy* yang menggambarkan masa panen, hari

besar, dan kebijakan pemerintah yang memengaruhi pembentukan harga komoditas.

Rp17.800/kg pada 2013, dan menjadi Rp24.100/kg pada 2016 (Ditjen Hortikultura 2017).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Perkembangan Produksi Cabai Merah

Selama periode waktu 2011–2017, produksi cabai merah di Indonesia cenderung meningkat dengan rata-rata pertumbuhan sebesar 2,72%/tahun, produksi tertinggi dicapai pada tahun 2014, yaitu sebesar 1,07 juta ton kemudian turun menjadi 1,04 juta ton tahun 2016 dan naik menjadi 1,08 pada tahun 2017 (Tabel 1). Selain melakukan impor cabai merah, Indonesia melakukan ekspor cabai merah, antara lain ke Singapura, Malaysia, Saudi Arabia, Jepang, dan Vietnam. Volume ekspor cabai merah tampak fluktuatif dengan kecenderungan yang menurun. Laju penurunan ekspor selama periode 2011–2017 sekitar -9,44%/tahun. Penurunan ekspor ini dapat disebabkan oleh harga cabai merah Indonesia yang tidak kompetitif di pasar dunia. Harga cabai merah di tingkat petani meningkat dari sekitar Rp11.100/kg pada 2012 menjadi

Perkembangan Harga Cabai merah

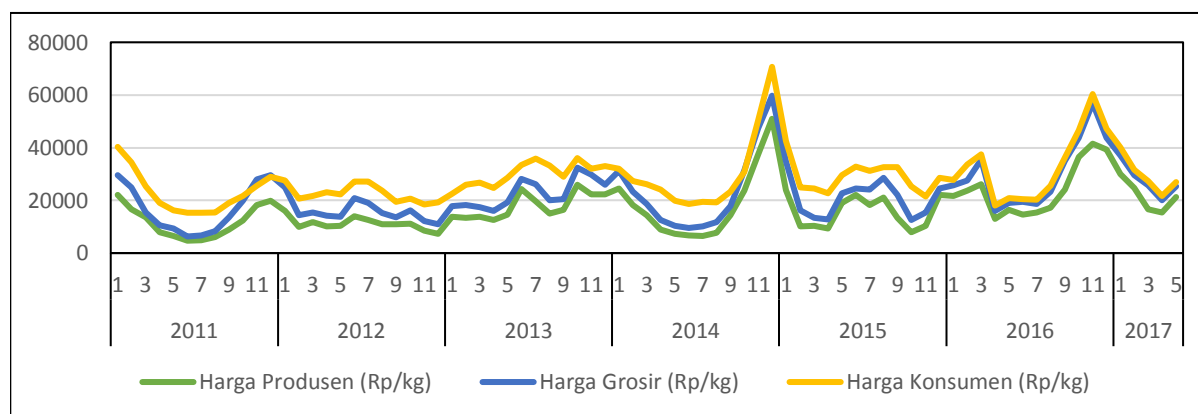
Seperti harga komoditas sayuran lainnya, harga cabai merah tampak selalu berfluktuasi. Margin antara harga konsumen, harga grosir, dan harga produsen cenderung mengecil pada bulan September sampai November, yaitu pada saat terjadinya panen kecil. Rata-rata margin antara harga konsumen dan harga grosir pada periode Januari 2011–Mei 2017 mencapai Rp5.956/kg atau 21,2% dari harga konsumen, sedangkan rata-rata margin antara harga grosir dan harga produsen mencapai Rp5.306/kg atau 23,9% dari harga grosir. Tingginya tingkat margin mengindikasikan bahwa pelaku pasar di jalur distribusi memiliki *market power* yang cukup kuat sehingga dapat menentukan harga (*price maker*) dan kemungkinan menetapkan harga di atas biaya marginalnya. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa pasar cabai merah mengarah pada pasar persaingan tidak sempurna.

Selama periode Januari 2011–Mei 2017, harga konsumen, harga grosir, dan harga

Tabel 1. Perkembangan produksi, impor, dan ekspor cabai merah di Indonesia, 2011–2017 (ton)

Tahun	Produksi ¹⁾	Impor ²⁾	Ekspor ²⁾
2011	888.852	7.501	1.448
2012	954.310	2.822	545
2013	1.012.879	294	570
2014	1.074.602	30	250
2015	1.045.182	43	536
2016	1.045.586	0	867
2017	1.074.777	0	634
Pertumbuhan (%/thn)	2,72	-82,84	-9,44

Sumber: 1) Ditjen Hortikultura (2017); 2) UN Comtrade (diolah)



Sumber: Ditjen Hortikultura (2017)

Gambar 1. Perkembangan harga produsen, harga grosir, dan harga konsumen cabai merah di Indonesia, Januari 2011–Mei 2017

produsen menunjukkan pola pergerakan yang sama dengan tingkat fluktuasi yang berbeda (Gambar 1). Harga konsumen bergerak lebih stabil dibandingkan dengan harga grosir dan harga konsumen. *Coefficient of variation* (CV) harga produsen mencapai 53%, sedangkan CV harga grosir dan harga konsumen masing-masing hanya 48% dan 35%. Hal ini sama dengan hasil kajian yang dilakukan oleh Anindita dan Sawitania (2013). Disparitas dalam variasi harga produsen dan harga konsumen sangat terkait dengan kinerja rantai pasok. Selama periode Januari 2011–Mei 2017, harga produsen, harga grosir, dan harga konsumen menunjukkan laju peningkatan, masing-masing sekitar 1,08%, 0,92%, dan 0,54% per bulan.

Untuk mencukupi kebutuhan dalam negeri, Indonesia mengimpor cabai merah dari negara-negara penghasil cabai merah, seperti India, China, Vietnam, Thailand, dan Austria. Volume impor cabai merah tampak fluktuatif dengan kecenderungan yang menurun, laju penurunan impor selama periode 2010–2016 sekitar -46,37%/tahun. Hal ini antara lain karena dikeluarkannya Peraturan No. 3/2012 tentang Rekomendasi Impor Produk Hortikultura (RIPH) pada tanggal 1 Februari 2012 yang paralel dengan Permendag No. 30/2012 tentang Ketentuan Impor Produk Hortikultura (KIPH). RIPH yang baru menetapkan harga referensi untuk impor bawang merah dan cabai merah yang ditetapkan oleh Kementerian Perdagangan. Harga referensi untuk cabai merah dan cabai rawit masing-masing adalah Rp26.300/kg dan Rp28.000/kg.

Gambar 2 menunjukkan fluktuasi harga konsumen cabai merah di beberapa kota sentra produksi dan sentra konsumsi cabai merah, yaitu di Medan, Padang, DKI Jakarta, Bandung, dan Semarang. Padang sebagai sentra produksi

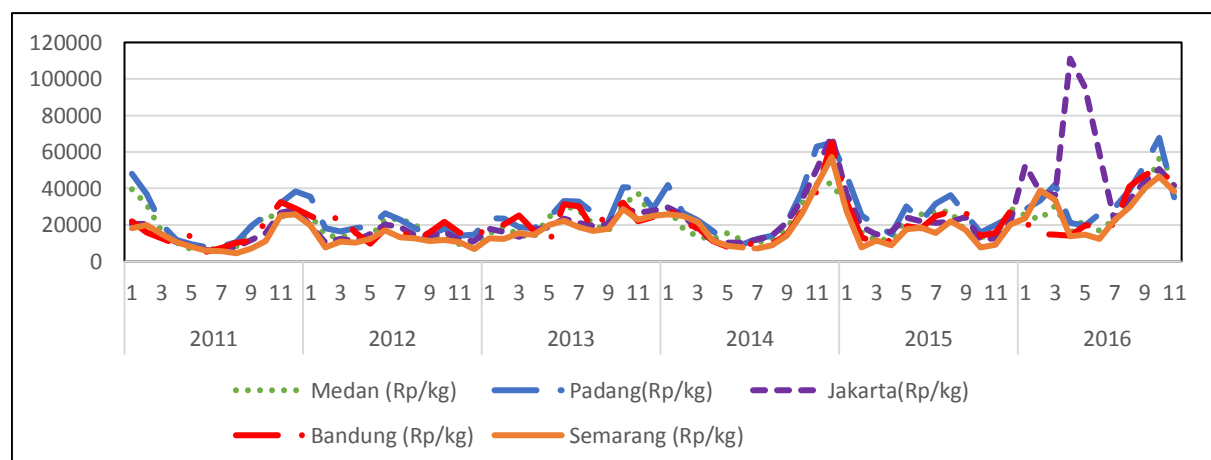
cabai merah masih mendatangkan cabai merah dari Medan (Sumatera Utara), Semarang (Jawa Tengah), dan Bandung (Jawa Barat). Sebaliknya, cabai merah dari Padang juga banyak dikirimkan ke DKI Jakarta dan Sumatera Utara (Kustiari et al. 2016). Dengan demikian, harga cabai merah di pasar-pasar tersebut kemungkinan besar terintegrasi satu dengan yang lainnya.

Selama periode bulan Januari 2011–Desember 2016, koefisien keragaman harga grosir yang tertinggi terjadi di DKI Jakarta, wilayah sentra konsumsi cabai merah. Koefisien variasi harga di DKI Jakarta mencapai 82%, demikian pula perkembangan harganya menunjukkan peningkatan tertinggi dengan laju rata-rata sekitar 2% per bulan. Koefisien keragaman harga grosir yang terkecil terjadi di Medan, daerah sentra produksi cabai merah, yaitu sekitar 44% dengan laju pertumbuhan rata-rata sebesar 0,47% per bulan. Laju pertumbuhan harga grosir di Medan lebih besar dari pada laju pertumbuhan di Bandung (0,42%/bulan), tetapi lebih kecil dari laju pertumbuhan di Padang (0,55%/bulan) dan Semarang (0,95%/bulan).

Integrasi Vertikal

Analisis integrasi vertikal pasar cabai merah dilakukan dengan menganalisis integrasi antara harga di tingkat produsen, grosir, dan konsumen. Dua pasar dikatakan terintegrasi apabila perubahan harga yang terjadi di suatu pasar direspons oleh perubahan harga di pasar lainnya. Hal ini karena perubahan harga di suatu pasar, secara parsial atau total ditransmisikan ke harga di pasar lainnya, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

Hasil uji ADF menunjukkan bahwa harga produsen dan harga konsumen tidak stasioner



Sumber: Ditjen Hortikultura (2017)

Gambar 2. Perkembangan harga konsumen cabai merah di beberapa kota besar, 2011–2016

pada level. Hal ini karena nilai uji ADF kurang dari *test critical value* pada taraf nyata 1%, 5%, dan 10%. Akan tetapi, sesudah dilakukan diferensiasi satu kali (*first difference*) pada semua harga maka hasil uji stasioneritas menunjukkan bahwa semua harga sudah stasioner pada tingkat yang sama (Tabel 2). Dengan demikian, persamaan regresi yang dihasilkan tidak bersifat *spurious*.

Uji kointegrasi dilakukan karena semua variabel terintegrasi atau stasioner pada ordo yang sama $I(1)$. Pengujian kointegrasi menggunakan *Johansen test* dilakukan dengan membandingkan nilai *trace statistic* (TS) dan *maximal eigenvalue* (ME) terhadap nilai *t*-statistik. Jika nilai TS dan ME melebihi nilai *t*-statistik, maka hipotesis nol ditolak dan hal ini mengimplikasikan bahwa ketiga variabel harga tersebut saling terkointegrasi. Dari Tabel 3 tampak bahwa baik nilai TS (27,2285) maupun

nilai ME (17,5795) secara signifikan lebih besar dibandingkan dengan nilai *t*-statistik 5% masing-masing TS (25,8721) dan ME (19,3870). Hal ini menunjukkan bahwa berdasarkan nilai TS terdapat dua persamaan kointegrasi pada taraf 5% dan berdasarkan nilai ME terdapat satu persamaan kointegrasi pada taraf 5%. Hal ini mengimplikasikan bahwa sejumlah persamaan yang terkointegrasi menambah stabilitas keterkaitan harga antarpasar. Ketiga harga tersebut memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang dan terdapat keterpaduan yang kuat antara pasar produsen, pasar grosir, dan pasar konsumen cabai merah, sehingga harga di satu pasar dapat digunakan untuk memprediksi harga di pasar lain.

Pengujian kausalitas dilakukan untuk mengetahui arah transmisi harga. Dalam integrasi vertikal, *shock* harga yang disebabkan

Tabel 2. Hasil uji stasioneritas *Augmented Dickey-Fuller* (ADF)

Variabel	Intersep		Intersep dan tren	
	<i>t</i> -statistic	Prob.*	<i>t</i> -statistic	Prob.*
<i>Level</i>				
Harga produsen	-2,1222	0,2369	-3,8746	0,0194
Harga grosir	-4,7214	0,0003	-5,3645	0,0002
Harga konsumen	-1,5349	0,5089	-1,1135	0,9176
<i>First difference</i>				
Harga produsen	-6,2427	0,0000	-6,1824	0,0000
Harga grosir	-5,3071	0,0000	-5,2591	0,0003
Harga konsumen di Indonesia	-5,0072	0,0001	-5,1227	0,0005

Tabel 3. Hasil uji kointegrasi harga cabai merah di tingkat petani, grosir, dan konsumen

<i>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</i>				
<i>Hypothesized No. of CE(s)</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace statistic</i>	0.0500 <i>critical value</i>	Prob.**
<i>None *</i>	0,3299	54,4556	42,9153	0,0024
<i>At most 1 *</i>	0,2278	27,2285	25,8721	0,0337
<i>At most 2</i>	0,1323	9,6490	12,5180	0,1440

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

**denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level*

***MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values*

<i>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</i>				
<i>Hypothesized No. of CE(s)</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace statistic</i>	0.0500 <i>critical value</i>	Prob.**
<i>None *</i>	0,3299	27,2272	25,8232	0,0325
<i>At most 1</i>	0,2278	17,5795	19,3870	0,0898
<i>At most 2</i>	0,1323	9,6490	12,5180	0,1440

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

**denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level*

***MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values*

oleh perubahan permintaan (transmisi harga dari hilir ke hulu) akan memberikan efek transmisi harga yang berbeda dengan *shock* akibat perubahan penawaran. Pengujian kausalitas dalam tulisan ini dilakukan dengan menggunakan metode *Granger*.

Tabel 4 menunjukkan bahwa harga produsen cabai merah dan harga grosir tidak saling memengaruhi. Namun, perubahan harga produsen dan harga grosir cabai merah ditransmisikan ke harga di tingkat konsumen, tetapi tidak sebaliknya. Harga produsen memengaruhi harga konsumen dengan peluang salah menolak hipotesis yang benar sebesar 2%, sedangkan harga grosir memengaruhi harga konsumen dengan peluang salah memutuskan menolak hipotesis bahwa harga grosir memengaruhi harga konsumen sebesar 6%. Hal ini berbeda dengan hasil studi yang dilakukan Nuraeni et al. (2015) yang menunjukkan bahwa harga cabai merah di tingkat produsen dan harga di tingkat konsumen di Jawa Barat tidak saling memengaruhi.

Analisis faktor-faktor yang memengaruhi pembentukan harga cabai merah dilakukan dengan menggunakan pendekatan model *Error Correction Mechanism* (ECM). Estimasi dalam model ECM terdiri dari analisis jangka pendek dan jangka panjang. Pada persamaan jangka pendek dimasukkan *Error Correction Term* (ECT) dari hasil estimasi persamaan jangka panjang. Pada model jangka pendek variabel-variabel yang digunakan adalah variabel *difference*-nya. Vari-

abel-variabel bebas yang telah didiferensiasikan dalam jangka pendek menggambarkan "*disturbance*" variabel itu sendiri. Perubahan variabel endogen akibat perubahan variabel-variabel eksogen dalam model jangka panjang akan diseimbangkan oleh *error correction component* periode sebelumnya (ECT_{t-1}). *Error correction component* ini menunjukkan penyesuaian jangka pendek menuju ke keseimbangan jangka panjang (Juanda dan Junaidi 2012).

Hasil analisis faktor pembentukan harga di tingkat konsumen pada model ECM disesuaikan dengan hasil uji kausalitas harga yang menunjukkan bahwa harga di tingkat produsen dan grosir berpengaruh secara signifikan terhadap harga di tingkat konsumen, sehingga perubahan harga di tingkat konsumen disebabkan oleh perubahan harga di tingkat produsen dan grosir. Hal ini menunjukkan bahwa pasar grosir mempunyai *market power* dalam menentukan harga di sepanjang rantai pemasaran cabai merah.

Selain memasukkan harga produsen dan harga grosir, tulisan ini memasukkan variabel lain seperti produksi, harga BBM, harga produsen periode sebelumnya, *dummy* panen, *dummy* hari besar dan *dummy* kebijakan perdagangan (Rekomendasi Impor Produk Hortikultura). Namun demikian, setelah dilakukan respesifikasi model maka variabel yang digunakan pada estimasi persamaan pembentukan harga konsumen cabai merah adalah hanya harga produsen, harga grosir, dan harga BBM saja (Tabel 5).

Tabel 4. Hasil uji kausalitas harga cabai merah di tingkat petani, grosir, dan konsumen dengan metode *Granger test*

No.	Hipotesis		<i>F-statistic</i>	<i>Prob.</i>	
1.	Harga grosir	<i>does not cause</i>	Harga produsen	0,1977	0,8211
	Harga produsen	>>	Harga grosir	2,2682	0,1118
2.	Harga konsumen	<i>does not cause</i>	Harga produsen	0,2619	0,7704
	Harga produsen	>>	Harga konsumen	4,1614	0,0200
3.	Harga konsumen	<i>does not cause</i>	Harga grosir	0,3768	0,6876
	Harga grosir	>>	Harga konsumen	2,8524	0,0651

Tabel 5. Hasil estimasi faktor-faktor yang memengaruhi pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen jangka pendek

Variabel	Parameter	<i>Std. error</i>	<i>t-statistic</i>	<i>Prob.</i>
Intersep	0,0069	0,0065	1,0552	0,2961
Harga produsen	0,2637	0,1368	1,9270	0,0593
Harga grosir	0,0951	0,0220	4,3263	0,0001
Harga BBM	0,4061	0,1638	2,4796	0,0164
ECT(-1)	-0,4785	0,1237	3,8678	0,0003
<i>R-squared</i>	0,51			

Hasil estimasi ECM untuk harga konsumen jangka pendek menunjukkan bahwa secara keseluruhan variabel bebas dalam model berpengaruh terhadap harga konsumen cabai merah. Nilai *adjusted R-squared* pada hasil estimasi ECM menunjukkan bahwa dalam jangka pendek keragaman harga konsumen dapat dijelaskan oleh variabel harga produsen, harga grosir, dan harga BBM sebesar 51%, sedangkan sisanya dijelaskan oleh faktor lain yang tidak dimasukkan dalam model.

Dari hasil estimasi terlihat bahwa harga BBM merupakan variabel yang mempunyai pengaruh terbesar terhadap pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen. Harga BBM memiliki pengaruh sebesar 0,406. Angka tersebut mengindikasikan bahwa setiap kenaikan harga BBM sebesar 10% akan meningkatkan harga konsumen sebesar 4,1%. Peningkatan harga produsen sebesar 10% akan meningkatkan harga konsumen sebesar 2,6%, sedangkan peningkatan harga grosir sebesar 10% hanya akan meningkatkan harga konsumen sebesar 0,9%.

Berdasarkan nilai koefisien ECT yang bertanda negatif dan signifikan dapat dikatakan bahwa spesifikasi model yang digunakan telah valid. Nilai koefisien ECT sebesar 0,47 menunjukkan saat fluktuasi dari variabel-variabel bebas dalam model menyimpang dari *track* jangka panjangnya, maka variabel-variabel tersebut akan melakukan penyesuaian kembali pada *track* keseimbangannya. Sekitar 47% penyesuaian dari harga jangka pendek menuju jangka panjang atau kesalahan dikoreksi sebesar 47% setiap bulan menuju keseimbangan jangka panjang.

Berdasarkan Tabel 6 dalam model jangka panjang, variabel harga grosir dan harga BBM menunjukkan pengaruh positif dan signifikan terhadap pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen, sedangkan harga produsen menunjukkan pengaruh yang tidak signifikan. Nilai *adjusted R-squared* menunjukkan bahwa dalam jangka panjang keragaman harga konsumen dapat dijelaskan oleh variabel harga produsen, harga grosir, dan harga BBM hanya sebesar 37%, sementara sisanya dijelaskan oleh faktor lain yang tidak dimasukkan dalam model. Hasil estimasi

jangka panjang menunjukkan bahwa petani sebagai produsen mempunyai posisi tawar yang relatif lemah dalam menentukan harga jual cabai. Sementara itu, harga grosir sangat memengaruhi harga konsumen baik pada jangka pendek maupun jangka panjang. Pada jangka panjang, harga BBM memiliki pengaruh sebesar 0,362. Angka tersebut mengindikasikan bahwa setiap kenaikan harga BBM sebesar 10% akan meningkatkan harga konsumen sebesar 3,6%. Peningkatan harga grosir sebesar 10% hanya akan meningkatkan harga konsumen sebesar 1%.

Integrasi Spasial

Pada tahun 2015, berdasarkan tingkat produksi, lima provinsi terbesar penghasil cabai merah di Indonesia berturut-turut adalah Jawa Barat (240.864 ton), Sumatera Utara (178.559 ton), Jawa Tengah (146.100 ton), Jawa Timur (95.439 ton), dan Sumatera Barat (96.255 ton) (Ditjen Hortikultura 2017). Oleh karena itu, analisis integrasi spasial dilakukan di lima kota besar yang terletak di wilayah sentra produksi cabai merah.

Integrasi pasar spasial memiliki relevansi dengan komoditas hortikultura karena komoditas hortikultura pada umumnya mudah rusak dan produksi terkonsentrasi di satu lokasi sementara konsumsi terkonsentrasi di lokasi lainnya. Hal ini menyebabkan rantai pemasaran yang relatif panjang dan biaya transportasi yang mahal.

Hasil uji stasioneritas menunjukkan bahwa sebagian besar data harga yang dianalisis menjadi stasioner setelah dilakukan pendiferensiasian satu kali (ordo 1), meskipun ada indikasi beberapa harga telah stasioner pada levelnya (Tabel 7). Namun demikian, kondisi stasioner akan lebih terjamin jika dilakukan diferensiasi satu kali (Sumaryanto 2009).

Berdasarkan hasil uji kointegrasi pada Tabel 8 dapat dilihat bahwa nilai *trace statistic* dan *maximum eigenvalue* pada rank = 2 lebih besar dari *critical value* dengan tingkat signifikansi 5%, sehingga hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada kointegrasi ditolak dan hipotesis alternatif yang menyatakan adanya kointegrasi tidak ditolak, sehingga dapat dikatakan pada

Tabel 6. Hasil estimasi faktor-faktor yang memengaruhi pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen jangka panjang

Variabel	Parameter	Std. error	t-statistic	Prob.
Intersep	0,0078	0,0072	1,0804	0,2847
Harga produsen	0,1783	0,1500	1,1882	0,2399
Harga grosir	0,1017	0,0243	4,1863	0,0001
Harga BBM	0,3621	0,1816	1,9938	0,0511
<i>R-squared</i>	0,37			

Tabel 7 Hasil uji stasioneritas *Augmented Dickey Fuller* (ADF)

Variabel	Intersep		Intersep dan tren	
	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.*</i>	<i>t-statistic</i>	<i>Prob.*</i>
<i>Level</i>				
Harga grosir di Medan	-4,1916	0,0014	-5,0405	0,0006
Harga grosir di Padang	-4,0611	0,0021	-4,8603	0,0010
Harga grosir di DKI Jakarta	-3,2962	0,0188	-4,4413	0,0036
Harga grosir di Bandung	-4,2538	0,0011	-4,6713	0,0019
Harga grosir di Semarang	-4,1613	0,0015	-5,8207	0,0000
<i>First difference</i>				
Harga grosir di Medan	-6,8327	0,0000	-6,8626	0,0000
Harga grosir di Padang	-6,2164	0,0000	-6,2390	0,0000
Harga grosir di DKI Jakarta	-7,3088	0,0000	-7,2660	0,0000
Harga grosir di Bandung	-7,4688	0,0000	-7,4387	0,0000
Harga grosir di Semarang	-6,7625	0,0000	-6,7215	0,0000

Tabel 8. Hasil uji kointegrasi harga cabai merah di tingkat petani, grosir, dan konsumen

<i>Unrestricted Cointegration Rank Test (trace)</i>				
<i>Hypothesized No. of CE(s)</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace statistic</i>	<i>0.0500 critical value</i>	<i>Prob.**</i>
<i>None *</i>	0,5410	120,2420	60,0614	0,0000
<i>At most 1 *</i>	0,3979	68,0728	40,1749	0,0000
<i>At most 2 *</i>	0,2878	34,0863	24,2760	0,0021
<i>At most 3</i>	0,1509	11,3442	12,3209	0,0725
<i>At most 4</i>	0,0057	0,3854	4,1299	0,5979
<i>Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level</i>				
<i>* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level</i>				
<i>**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values</i>				
<i>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</i>				
<i>Hypothesized No. of CE(s)</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace statistic</i>	<i>0.0500 critical value</i>	<i>Prob.**</i>
<i>None *</i>	0,5410	52,1692	30,4396	0,0000
<i>At most 1 *</i>	0,3979	33,9865	24,1592	0,0017
<i>At most 2 *</i>	0,2878	22,7422	17,7973	0,0083
<i>At most 3</i>	0,1509	10,9587	11,2248	0,0557
<i>At most 4</i>	0,0057	0,3854	4,1299	0,5979
<i>Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level</i>				
<i>*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level</i>				
<i>**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values</i>				

seluruh variabel terdapat hubungan jangka panjang yang signifikan dengan spesifikasi model yang digunakan adalah *no deterministic trend* dan *lag 1*. Berdasarkan uji kointegrasi dapat dikatakan bahwa pasar cabai merah terintegrasi secara spasial. Terdapat tiga vektor kointegrasi antara harga grosir di pasar-pasar yang dianalisis. Kelima harga tersebut memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang dan terdapat keterpaduan yang kuat antarpasar cabai

merah, sehingga harga di satu pasar dapat digunakan untuk memprediksi harga di pasar lain. Analisis integrasi spasial untuk pasar produk pertanian telah banyak dilakukan, antara lain oleh Firdaus dan Gunawan (2012), dan Katrakilidis (2008).

Tabel 9 menyajikan hasil pengujian kausalitas harga grosir cabai merah di beberapa kota besar, yaitu Medan, Padang, DKI Jakarta, Bandung, dan Semarang. Lag dua digunakan dalam analisis

kausalitas ini karena diharapkan informasi harga antarkota dapat ditransmisikan dalam waktu dua bulan. Hasil uji kausalitas menunjukkan bahwa hipotesis nol harga cabai merah di Padang tidak memengaruhi harga cabai merah di Medan, DKI Jakarta, Bandung, dan Semarang ditolak. Dengan demikian, harga cabai merah di Padang memengaruhi harga cabai merah di Medan, DKI Jakarta, Bandung, dan Semarang. Hubungan kausalitas antara harga cabai merah di Padang dan harga cabai merah di Medan, Bandung, dan Semarang hanya terjadi satu arah, sedangkan hubungan kausalitas antara harga cabai merah di Padang dan di DKI Jakarta terjadi dua arah. Hal ini, antara lain, karena Padang adalah pasar utama komoditas cabai merah yang berasal dari wilayah Jawa Barat (Bandung) dan Jawa Tengah (Semarang). Demikian pula harga cabai merah di Medan memengaruhi harga cabai merah di DKI Jakarta, Bandung, dan Semarang. Ini terjadi karena pasar Medan banyak mendatangkan cabai merah dari daerah Jawa Barat dan Jawa Tengah.

Harga cabai merah di pasar Semarang dan DKI Jakarta saling memengaruhi. Hal ini kemungkinan karena sebagian besar produksi cabai merah dari daerah Jawa Tengah dikirim ke pasar di DKI Jakarta. Harga cabai merah di pasar grosir Semarang memengaruhi harga di

Bandung, namun tidak sebaliknya. Ini dapat terjadi kemungkinan karena sebagian produksi cabai merah dari Jawa Tengah dikirim ke wilayah Jawa Barat. Tidak adanya kausalitas antarpasar dapat disebabkan oleh buruknya saluran distribusi, adanya *market power*, dan kegagalan pasar yang mengakibatkan pasar tidak berjalan dengan baik (Katrakilidis 2008).

Dekomposisi Varian

Simulasi perkiraan dekomposisi varian kesalahan ini diproyeksikan selama 12 bulan agar dapat dianalisis efek jangka panjangnya. Analisis ini bertujuan untuk melihat seberapa besar peranan perubahan harga di suatu pasar dalam menjelaskan perubahan harga di pasar lainnya. Berdasarkan pada Tabel 10, variabilitas harga cabai merah di Medan secara dominan dipengaruhi harga di Medan sendiri. Pada bulan pertama pengaruh dari harga di Medan sebesar 100%. Kemampuan harga di Medan dalam memengaruhi dirinya sendiri pada periode selanjutnya terus mengalami penurunan, namun tetap mendominasi. Pengaruh terakhir yaitu pada bulan ke-12 adalah sebesar 81,68%. Kontribusi yang cukup besar terhadap variabilitas harga di Medan dipengaruhi oleh harga di DKI Jakarta yaitu sebesar 9,02% pada bulan ke-12.

Tabel 9. Hasil uji kausalitas harga cabai merah di beberapa kota besar di Indonesia

No.	Hipotesis		<i>F-statistic</i>	<i>Prob.</i>
1.	Padang	<i>does not cause</i> Medan	4,5103	0,0148
	Medan	>> Padang	0,8205	0,4449
2.	DKI Jakarta	<i>does not cause</i> Medan	2,0432	0,1381
	Medan	>> Jakarta	5,9448	0,0043
3.	Bandung	<i>does not cause</i> Medan	2,2157	0,1175
	Medan	>> Bandung	7,3227	0,0014
4.	Semarang	<i>does not cause</i> Medan	2,4175	0,0974
	Medan	>> Semarang	4,1451	0,0204
5.	DKI Jakarta	<i>does not cause</i> Padang	2,3705	0,1017
	Padang	>> Jakarta	4,0375	0,0224
6.	Bandung	<i>does not cause</i> Padang	1,3974	0,2548
	Padang	>> Bandung	5,9804	0,0042
7.	Semarang	<i>does not cause</i> Padang	1,2696	0,2880
	Padang	>> Semarang	4,4202	0,0160
8.	Bandung	<i>does not cause</i> Jakarta	1,8378	0,1676
	DKI Jakarta	>> Bandung	1,7234	0,1868
9.	Semarang	<i>does not cause</i> Jakarta	4,5848	0,0138
	DKI Jakarta	>> Semarang	3,3953	0,0398
10.	Semarang	<i>does not cause</i> Bandung	3,3038	0,0432
	Bandung	>> Semarang	1,1821	0,3133

Tabel 10. Perkiraan dekomposisi varian kesalahan harga cabai merah

<i>Variance decomposition of Medan:</i>						
Periode	S.E.	Medan	Padang	DKI Jakarta	Bandung	Semarang
1	0,1463	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
4	0,3301	87,5366	1,5723	7,6187	0,1575	3,1149
8	0,4518	82,4320	1,8512	8,6539	0,1836	6,8792
12	0,5481	81,6826	1,8620	9,0294	0,1259	7,3000
<i>Variance decomposition of Padang:</i>						
Periode	S.E.	Medan	Padang	DKI Jakarta	Bandung	Semarang
1	0,1212	62,4932	37,5069	0,0000	0,0000	0,0000
4	0,3049	60,8124	17,1816	14,6443	1,1742	6,1876
8	0,4301	52,9692	17,5490	15,5283	1,1195	12,8340
12	0,5248	52,0430	17,4281	15,9867	1,0782	13,4639
<i>Variance decomposition of DKI Jakarta:</i>						
Periode	S.E.	Medan	Padang	DKI Jakarta	Bandung	Semarang
1	0,1731	16,5984	18,1227	65,2789	0,0000	0,0000
4	0,3654	31,2168	23,8067	41,9289	2,6316	0,4160
8	0,5166	29,7396	22,9213	44,9139	1,8157	0,6094
12	0,6269	29,4424	23,1052	45,6175	1,3877	0,4472
<i>Variance decomposition of Bandung:</i>						
Periode	S.E.	Medan	Padang	DKI Jakarta	Bandung	Semarang
1	0,1513	13,3122	16,6679	0,3962	69,6237	0,0000
4	0,3080	39,6701	13,4729	7,4624	34,2582	5,1364
8	0,4256	36,4449	14,2250	9,9159	30,5166	8,8977
12	0,5154	36,4844	14,4646	10,5447	29,0261	9,4803
<i>Variance decomposition of Semarang:</i>						
Periode	S.E.	Medan	Padang	DKI Jakarta	Bandung	Semarang
1	0,1579	37,1343	8,2548	2,6947	4,8913	47,0249
4	0,3433	54,7841	4,7148	20,1238	5,8359	14,5415
8	0,4521	54,4772	5,5414	24,9312	6,1094	8,9408
12	0,5433	55,3901	5,5805	26,5157	6,2976	6,2161

Variabilitas harga cabai merah di Padang secara dominan dipengaruhi oleh harga di Medan. Pada bulan pertama pengaruh dari harga di Medan sebesar 62,49%. Namun, kemampuan harga di Medan dalam memengaruhi harga di Padang pada bulan selanjutnya terus menurun, pada bulan ke-12 pengaruh keragaman harga Medan terhadap harga di Padang hanya sebesar 52,04%. Kontribusi yang relatif kecil terhadap variabilitas harga di Padang adalah harga di DKI Jakarta dan harga di Semarang, yaitu masing-masing sebesar 15,98% dan 13,46% pada bulan ke-12.

Variabilitas harga cabai merah di DKI Jakarta secara dominan dipengaruhi oleh harga di DKI Jakarta sendiri. Pada bulan pertama pengaruh dari harga di DKI Jakarta sebesar 65,27%. Kemampuan harga di DKI Jakarta dalam memengaruhi dirinya sendiri pada bulan

selanjutnya terus menurun, hal ini terlihat dari pengaruhnya pada bulan ke-12 adalah sebesar 45,62%. Kontribusi yang cukup besar terhadap variabilitas harga di DKI Jakarta adalah harga di Medan yaitu sebesar 16,59% pada bulan pertama dan meningkat menjadi 31,21% pada bulan keempat, namun kemudian menurun menjadi 29,44% pada bulan ke-12. Selain itu, harga cabai merah di Padang juga memberikan kontribusi besar terhadap variabilitas harga cabai merah di DKI Jakarta. Pada bulan pertama, harga di Padang memengaruhi harga di DKI Jakarta sebesar 18,12%, kemudian naik menjadi 22,92% pada bulan ke-8 dan 23,10% pada bulan ke-12.

Variabilitas harga cabai merah di Bandung secara dominan dipengaruhi oleh harga cabai merah di Bandung sendiri. Pada bulan pertama pengaruh dari harga di Bandung sendiri sebesar 69,62%. Namun, kemampuan harga di Bandung

dalam memengaruhi dirinya sendiri pada bulan selanjutnya terus menurun, pengaruh pada bulan ke-12 hanya sebesar 29,02%. Pada bulan pertama, kontribusi harga di Medan dan Padang terhadap variabilitas harga di Bandung masing-masing sebesar 13,31% dan 16,66%, kemudian naik masing-masing menjadi sebesar 39,67% dan 13,47% pada bulan keempat dan menjadi 36,48% dan 14,46% pada bulan ke-12. Sejak bulan keempat, variabilitas harga cabai merah di Bandung secara dominan dipengaruhi oleh harga di Medan. Selain dipengaruhi oleh harga di Medan dan Padang, variabilitas harga cabai merah di Bandung dipengaruhi juga oleh harga di DKI Jakarta dan Semarang pada bulan ke-12.

Pada bulan pertama, variabilitas harga cabai merah di Semarang secara dominan dipengaruhi oleh harga di Semarang sendiri. Kemampuan harga di Semarang dalam memengaruhi dirinya sendiri cenderung menurun. Pada bulan pertama pengaruh dari harga di Semarang sebesar 47,02%, namun kemudian menurun drastis, pengaruh pada bulan keempat dan kedelapan masing-masing hanya sebesar 14,54% dan 8,94%. Pengaruhnya pada bulan ke-12 hanya sebesar 6,21%. Sejak bulan keempat, variabilitas harga cabai merah di Semarang secara dominan dipengaruhi oleh harga di Medan dan DKI Jakarta. Pada bulan pertama, kontribusi harga di Medan dan DKI Jakarta terhadap variabilitas harga di Semarang masing-masing sebesar 37,13% dan 2,69%, kemudian naik masing-masing menjadi sebesar 54,78% dan 20,12% pada bulan keempat dan menjadi 55,39% dan 26,51% pada bulan ke-12. Selain dipengaruhi oleh harga di Medan dan DKI Jakarta, variabilitas harga cabai merah di Semarang dipengaruhi juga oleh harga di Padang dan Bandung, yaitu masing-masing sebesar 5,58% dan 6,29% pada bulan ke-12.

Dari hasil analisis dekomposisi varian dapat disimpulkan bahwa pasar acuan untuk harga cabai merah di Indonesia adalah pasar di Medan. Dengan kata lain, harga cabai merah di Medan secara dominan memengaruhi pembentukan harga cabai merah di pasar lain. Hal ini dapat dipahami karena wilayah Sumatera Utara adalah wilayah sentra produksi cabai merah yang mengirimkan surplus produksi cabai merah ke berbagai wilayah sentra konsumsi dan wilayah lainnya di Indonesia.

KESIMPULAN DAN SARAN

Hasil uji kointegrasi menunjukkan adanya keterkaitan jangka panjang antara harga di tingkat petani, grosir, dan konsumen. Namun, uji kausalitas tidak menunjukkan adanya hubungan

sebab akibat antara harga produsen dan harga grosir. Hal ini mengimplikasikan bahwa keterkaitan dan derajat integrasi vertikal pasar cabai merah di Indonesia tidak cukup kuat.

Hasil estimasi faktor-faktor yang memengaruhi pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen menunjukkan bahwa harga BBM merupakan variabel yang mempunyai pengaruh terbesar terhadap pembentukan harga cabai merah di tingkat konsumen. Dengan demikian, biaya distribusi/transportasi cabai merah sangat menentukan harga di tingkat konsumen. Selain itu, harga grosir juga sangat memengaruhi harga konsumen baik pada jangka pendek maupun jangka panjang, sedangkan harga produsen menunjukkan pengaruh yang tidak signifikan terhadap pembentukan harga konsumen. Hal ini menunjukkan adanya *market power* di pasar grosir sehingga dapat menentukan harga di sepanjang rantai pemasaran cabai merah.

Hasil analisis *variance decompositions* atau dinamika jangka pendek terhadap data *time series* harga cabai merah di beberapa kota besar menunjukkan bahwa pasar di Medan mendominasi pasar cabai merah sehingga dapat memengaruhi pembentukan harga di pasar lainnya. Dengan kata lain, harga cabai merah di pasar-pasar Medan menjadi acuan harga cabai merah di kota lainnya. Oleh karena itu, perlu diupayakan agar produksi cabai merah di wilayah Sumatera Utara, yang memasok cabai merah ke pasar-pasar di Medan dan wilayah lain di Indonesia, sesuai jumlah dan kualitasnya agar harga cabai merah tidak fluktuatif secara signifikan.

UCAPAN TERIMA KASIH

Ucapan terima kasih kami sampaikan kepada mitra bestari dan editor yang telah memberikan banyak saran yang sangat bermanfaat dan konstruktif. Terima kasih disampaikan juga kepada Direktorat Jenderal Hortikultura yang membantu menyediakan data dan informasi untuk penulisan makalah ini.

DAFTAR PUSTAKA

- Adebusuyi BS. 2004. Stabilization of commodity market of interest to Africa. Paper presented at the Workshop on Constraints to Growth in SubSaharan Africa, organized by the Intergovernmental Group of Twenty-Four; 2004 Nov; Pretoria, South Africa.
- Adenegan KO. 2012. Spatial price analysis of tomatoes in Nigeria. *Int J Manage Market*. 5(2):31-38.

- Anindita R, Sawitania. 2013. Analisis integrasi pasar vertikal cabai merah (*Capsicum annuum* L.) di Jawa Timur. *Agrise*. 14(2):1412-1425.
- Ardeni PG. 1989. Does the law of one price really hold for commodity prices? *Am J Agric Econ*. 71(3):661-669.
- Balcombe K, Fraser I. 2013. Explosive root regimes and volatility shifts in economic time series (draft). (UK): University of Kent Canterbury, School of Economics Kent.
- Barrett CB, Li JR. 2002. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *Am J Agric Econ*. 84:292-307
- Crucini MJ, Shintani MT, Tsuruga. 2010. The law of one price without the border: the role of distance versus sticky prices. *Econ J*. 120: 462-480.
- Dickey DA, Fuller WA. 1979. Distribution of estimators for time series regressions with a unit root. *J Am Stat Assoc*. 74(366):427-431.
- [Ditjen] Direktorat Jenderal Hortikultura. 2017. Informasi harga komoditas pertanian [Internet]. [diunduh 2017 Des 3]. Tersedia dari: <https://aplikasi.pertanian.go.id/smsahargaprov>
- Edi, Sirojuzilam, Rahmanta. 2014. Analisis integrasi dan volatilitas harga beras regional ASEAN terhadap pasar beras Indonesia. *J Ekon*. 17(2): 126-139.
- Enders W. 2004. *Applied econometric time series*. New York (US): John Wiley & Sons.
- Engle RF, Granger CWJ. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*. 55(2): 251-276.
- Firdaus M, Gunawan I. 2012. Integration among regional vegetable markets in Indonesia. *J. ISSAAS*. 18(2):96-106.
- Ghafoor A, Aslam M. 2012. Market integration and price transmission in rice markets of Pakistan. South Asia Network of Economic Research Institute Working Paper No.12. Islamabad (PK): South Asia Network of Economic Research Institute
- Gluschenko K. 2018. Spatial integration of siberian regional markets. MPRA Paper No. 85667. Novosibirsk (RU): Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences and Novosibirsk State University.
- Goletti F, Ahmed R, Farid N. 1995. Structural determinant of market integration: the case study of rice in Bangladesh. *Dev Econ*. 33(22):185-202.
- Granger CWJ, Newbold P. 1974. Spurious regression in econometrics. *J Econometrics*. 2(2):111-120.
- Johansen S. 1988. A Statistical analysis of co-integration vectors. *J Econ Dynamics Control*. 12(2-3):231-254.
- Juanda B, Junaidi. 2012. *Ekonometrika deret waktu teori dan aplikasi*. Bogor (ID): IPB Press.
- Katrakilidis C. 2008. Testing for market integration and the law of one price: an application to selected european milk markets. *Int J Econ Res*. 5(1):93-104.
- Kustiari R, Susilowati SH, Supriadi H, Sejati WK, Milindri A. 2016. Kajian peningkatan kinerja perdagangan antarpulau dalam mendukung pengembangan komoditas pertanian. Laporan Penelitian. Bogor (ID): Pusat Sosial Ekonomi dan Kebijakan Pertanian.
- Kwaikowski D, Phillips PCB, Schmidt P, Shin Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *J Econometrics*. 54:159-178.
- Makhura M, Mokoena M. 2003. Market access for small-scale farmers in South Africa. In: Nieuwoudt L, Groenewald J, eds. *The challenge of change: agriculture, land and the South African economy*. Pietermaritzburg (ZA): University of Natal Press.
- Monke E, Petzel T. 1984. Market integration: an application to international trade in cotton. *Am J Agric Econ*. 66(4):481-487.
- Negassa A, Meyers R, Gabre-Mahdin E. 2003. Analyzing Grain Market Efficiency in Developing Countries: Review of Existing Methods and Extensions of the Parity Bound Model. Markets, Trade, and Institutions Division Discussion Paper No. 63. Washington, DC (US): International Food Policy Research Institute.
- Nuraeni D, Anindita R, Syafrial. 2015. Analisis variasi harga dan integrasi pasar cabai merah di Jawa Barat. *Habitat*. 26(3):163-172.
- Okoh RN, Egbon PC. 2005. The integration of Nigeria's rural and urban foodstuffs markets. African Economic Research Consortium Research Paper 151. Nairobi (KE): African Economic Research Consortium.
- Pavel V, Barry KG. 2005. Analysis of price transmission along the food chain. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers 3. Paris (FR): OECD Publishing
- Phillips PCB, Perron P. 1988. Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75:335-346.
- Prastowo NG, Yanuarti T, Depari Y. 2008. Pengaruh distribusi dalam pembentukan harga komoditas dan implikasinya terhadap inflasi. Working Paper WP/07/2008. Jakarta (ID): Bank Indonesia.
- Rapsomanikis G, Hallam D, Conforti P. 2006. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In: Sarris A, Hallam D, editors. *Agricultural commodity market and trade: new approaches to analyzing market structure and instability*. Rome (IT): Food and Agriculture Organization of the United Nations. p. 187-217.
- Ravallion M. 1986. Testing market integration. *Am J Agric Econ*. 68(1): 102-109.
- Sexton RJ, Sheldon IM, McCorriston S, Wang H. 2004. Analyzing vertical market structure and its implications for trade liberalization. AAEA Annual Meetings; 2004 June; Denver, Colorado, United States of America.
- Sharp P, Uebele M. 2013. Rural infrastructure and agricultural market integration in the united states: a long run perspective. Discussion Papers on

- Business and Economics. Odense (DK): University of Southern Denmark.
- Soedjana TD. 2013. Partisipasi konsumsi sebagai alat ukur status ketahanan pangan daging. *Wartazoa*. 23(4): 166-175.
- Sumaryanto. 2009. Analisis volatilitas harga eceran beberapa komoditas pangan utama dengan model ARCH/GARCH. *J Agro Ekon*. 27(2):135-163.
- Udoh E.J, Sunday B.A. 2007. Estimating exportable tree crop relative price variability and inflation movement under different policy regimes in Nigeria. *European J Soc Sci*. 5(2):17-26.
- [UN Comtrade] United Nation Commodity Trade. 2017. UN Comtrade database [Internet]. [diunduh 2017 Okt 27]. Tersedia dari: <https://uncomtrade.un.org/data>
- Vasciaveo M, Rosa F, Weaver R. 2013. Agricultural market integration: price transmission and policy intervention. Paper prepared for presentation at the 2nd AIEAA Conference on Between Crisis and Development: Which Role for the Bio-Economy; 2013 Jun 6-7; Parma, Italy.
- Zunaidah AD, Setiawan B, Anindita R. 2015. Analisis integrasi pasar apel. *Habitat*. 26(3):183-194.